



TITLE:

女性の就労に対する 親世代の育児支援の影響

AUTHOR(S):

福田, 順; 久本, 憲夫

CITATION:

福田, 順 ...[et al]. 女性の就労に対する 親世代の育児支援の影響. 京都大学大学院経済学研究科Working Paper 2011, J-83

ISSUE DATE:

2011-03

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/141781>

RIGHT:

女性の就労に対する 親世代の育児支援の影響

2011年3月

福田 順
京都大学大学院経済学研究科 博士後期課程

久本憲夫
京都大学大学院経済学研究科 教授

1. 関心の所在

女性の雇用、特に、子育て世代の女性の雇用の促進は、少子高齢化に伴う労働力不足の解消という観点からも、男女共同参画社会の理念の実現という観点からも、重要な課題である。対応としては、保育所の確保、男女雇用機会均等法や育児休業の制定といった国家、政府レベルでの対応や、ファミリー・フレンドリー施策といった企業レベルでの対応が挙げられる¹。政府や企業による、このような取り組みが必要不可欠であることは論を待たない。しかしながらその一方で、子育て世代の親世代（子育てを行っている男女のそれぞれの親）が女性の就労に与える影響について、分析を行うことも重要であると考えられる。

本稿の目的は、親世代の支援が女性の働き方にどのような影響を与えているのかを分析することにある²。既存の研究では親世代の居住形態に着目した分析が主流を占めるが、本稿では、急用ができた際に、子どもの世話を頼めるか否かという点に着目して分析を行っている。

本稿の概略を簡潔に述べる。女性の就労形態を問わない分析では、男性の親の支援が見込める場合は、女性の就労確率は上昇していたものの、女性の親の支援が見込める場合は、女性の就労確率は上昇していなかった。一方で、女性の就労形態を正規と非正規に分類した上で分析を行ったところ、男性の親の支援と女性の非正規での就労との間の正の有意な相関は維持されたものの、正規での就労との間には有意な相関は見いだせなかった。その一方で、双方の親の支援が見込まれる場合では、女性の正規での就労確率は有意に上昇していた。このことから、男女いずれか一方の親の支援だけでは、女性の正規就労を促進するには至らないことが分かる。

次に、本稿の構成を簡単に述べる。続く第2節では女性の就業についての国際比較を行った研究や、政府や企業の支援の効果を分析した研究を紹介する。これらの議論は親世代の育児参加について分析する上で、踏まえておく必要がある。第3節では親世代の支援と女性の就労に関する先行研究を紹介する。第4節では本稿における回帰分析の手法とその結果について紹介する。第5節ではまとめを述べる。

2. 女性の就業の国際比較と政府、企業の支援体制

この節では親世代の同居と女性の就労に関する議論に入る前に、その前提となる議論について概観する。特に取り上げたいのは、第1に他の先進国と日本の女性の働き方の違いである。当然のことながら、労働市場の構造は各国で異なり、それゆえに女性の働き方も国ごとに差異がある。また、家族形態や家族に対する考え方にも国ごとに差異があり、親世代の育児への関わり方も異なってくる。このような国際比較の中から、日本の女性の就労のあり方、特に親世代の育児の関わり方と、女性の就労の関係を位置づけることにしたい。

第2に親世代の支援は、育児休暇制度や、保育所の設置といった国家レベルでの対策、および企業のファミリーフレンド施策といった、民間企業レベルの対策との関係で位置づけられる必要がある。具体的

¹ 「ファミフレ」の概念は1970年代末に男女の雇用機会の均等との関連で国際機関の場で唱えられ、1970年代から「ファミリー・フレンドリー」な施策を導入し始める企業がアメリカで現れた。「ファミリー・フレンドリー(ファミフレ)」企業とは「従業員の家族責任に配慮した施策を行うことによって、従業員の能力開発ひいては生産性の向上をめざす企業」を指す[脇坂,2009]

² 本稿で行う二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから[「第2回全国家族調査(NFRJ03)」(寄託者：日本家族社会学会)]の個票データの提供を受けた。

には、企業福祉・家庭内福祉が後退していくにつれて、国家が制度的に社会保障制度を拡充していかなければなくなる。また労働力人口の減少、国際競争の激化に伴い企業にとっては有能な女性に重要なポストで長く働いてもらうことが、業績を向上させるための条件になる場合も増えてくる。そのためには女性にとって働きやすい職場環境を整備することが必要であり、企業の「ファミフレ」施策が重要な概念となってきている。このような日本国内の法制度上の対応、民間企業の対応との関係で、親世代の支援という「私的」な対応の効果を考察する必要がある。

白波瀬は1994年の「International Social Survey Program : Family and Changing Gender Roles」のデータを使用した国際比較を行い、母親就労率と性役割分業スコアを用いて分析対象国を3つのクラスターに分けている。第1に母親就労率が高く、男女平等政策が最も充実しているスウェーデンと、母親就労率が高い一方で、市場への介入を極力避けて、子育て支援や家族政策が限定的であるアメリカ・イギリスであり、高・母親就労率—低・性役割分業観で特徴付けられる。第2に、母親就労率が低く、家族機能に対して高い期待を持つ、保守主義的、家族主義的福祉国家のドイツ(西ドイツ)とイタリアであり、低・母親就労率—中・性役割分業観で特徴付けられる。第3に日本であり、中・母親就労率—高・性役割分業観で特徴付けられる[白波瀬, 2005]。

また矢島はOECDの「Employment Outlook 2001」および総務省統計局「労働力調査特別報告(1989:1999)」を用いて、6歳未満の子どもがいる女性の就業率の国際比較を行っている。その結果日本は1989年の順位は14位であったが、1999年には17位に低下してしまっていることが分かった。またOECDの「Babies and Bosses-Reconciling Work and Family Life: A System of Findings for OECD」のデータを用いて子どもが2歳以下および3歳から5歳までの女性を対象に国際比較を行ったが、2005年の時点で日本はいずれにおいても最下位であった。

さらに矢島はOECDの「Employment Outlook 2002」および総務省統計局「労働力調査詳細結果(2004)」を用いて、子ども数別女性のパートタイム比率の国際比較を行った。その結果、日本は子どもの有無に関わらず、パート比率はそれほど大きくはかわらず、かつ高い水準であることが分かった。また矢島は女性におけるフルタイムとパートタイムの賃金格差について、OECDの「Employment Outlook(1999)」および厚生労働省「賃金構造基本統計調査報告」を用いて国際比較を行った。その結果、分析の対象となった13か国の中で、日本はアメリカに次いで格差が大きいことが分かった[矢島, 2009]。

ついで日本における政府、企業の対応の効果について分析した研究を紹介する。

樋口は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」と、慶応義塾大学の「慶応義塾大学家計パネル調査」を利用した分析を行っている。樋口は正規労働者である女性の結婚後の離職行動に対する、男女雇用機会均等法施行(1986年)、育児休業法施行(1992年)、改正均等法施行(1997年)の効果を調べた。その結果、均等法施行以前に結婚した人に比べて、均等法施行から育児休業法施行以前に結婚した人の、結婚後2年目までの離職率は低いものの、統計的に有意とは言えなかった。しかしながら、育児休業法以降に結婚した人、さらには改正均等法施行以降に結婚した人は、それ以前に結婚した人にくらべて離職率は有意に低く、法制度の効果は近年になって高まってきたことが分かった。

また、樋口は出産を機とする離職に対する、法律の効果も検証している。第1子を出産したと回答した女性のうち、前年の調査で正規就業していた人にサンプルを絞り、出産後2年目に正規雇用を続けている人を0、やめた人を1とした質的変数を従属変数としたプロビット分析を行っている。分析の結果、均等法施行以前に出産した人に対して、均等法施行から育児休業法施行以前までに産した人、および育児休業法施行から均等法改正までに産した人の離職率は低かったものの、統計的に有意とまではいえ

なかった。それに対し、均等法改正後出産した人は有意に離職率が低下したことが分かった[樋口, 2009]³。

次に企業レベルの対応として挙げられるのが「ファミリー・フレンドリー」企業（「ファミフレ」企業）の概念である。脇坂は企業をファミフレ度、均等度双方が高い企業を本格活用型、ファミフレ度が高く均等度が低いファミフレ先行型、ファミフレ度が低く均等度が高い均等先行型、ファミフレ度、均等度双方が低い男性優先型に企業を分類している。ここで注意すべきは「ファミフレ」と男女均等処遇は別の概念として扱われることである。そして、労働政策研究・研修機構（JILPT）の「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」のデータを用い、財務パフォーマンスなどに違いが生じているかどうか分析している。比較されているのは1人当たり売上、1人当たり経常利益および、売上高、経常利益、生産性の5年前との比較スコアと同業他社比較スコアである。分析の結果、生産性の5年前の比較スコアと売上高の同業他社比較スコアを除き、本格活用型の企業は他のタイプの企業よりも有意にスコアが高いことが分かった。

3. 親世代の支援と女性の就労に関する先行研究

親世代の育児支援が女性の就業に与える影響に関する先行研究は古くは光川[1976]、加藤[1988]、Morgan et al[1983] などがあるが、90年代以降は永瀬[1994: 1997]、小島[1995]、前田[2000]、武石[2009]などが研究を行っている。

永瀬は「一九八三年職業移動と経歴（女子）調査」を用いた実証研究を行っている。この分析では女性が非就業、非雇用就業の場合をベースにし、「短時間パート」「長時間パート」「短時間正社員」「長時間正社員」「非就業および非雇用就業」の5つの選択肢の離散的な選択とみなして質的変数を作成したうえで従属変数とし、多項ロジット分析を行った。独立変数は「母親との同居ダミー（永瀬は『祖母との同居ダミー』と表記しているが本稿ではこのように表記した）」「母親との同居ダミーと未就学児童数の交差項」「教育年数」「未就学児数」「子ども数」「離職年数」「夫の所得」「年齢30-44歳ダミー」「年齢35-39歳ダミー」「年齢40-44歳ダミー」（ベースは25-29歳）「夫自営業ダミー」「継続就業志向ダミー」「再就職志向ダミー」である。

分析の結果、「母親との同居ダミー」と「短時間正社員」および「長時間正社員」の間には正の有意な相関があることが分かった。このことから、母親の同居によって女性の就労が促進されることが分かった。一方で母親との同居ダミーと未就学児童数の交差項の係数は、統計的に有意ではなく、就学前の子どもの数は母親の同居の就業促進効果に影響を与えているとは言えないことが分かった[永瀬, 1994]。

また、小島は人口問題研究所が1992年7月に実施した、「第10回出生動向基本調査（夫婦調査・独身者調査）」のデータを用いた分析を行っている。そして二項ロジット分析と多項ロジット分析を用いて、就業形態を問わない就業確率、さらにはフルタイム、パート、自営業といった各就業形態への就業確率と諸変数との関係を調べている。独立変数は結婚年齢、結婚形態（見合い結婚か恋愛結婚か）、結婚時の居住形態、現在の居住形態、子供の性別ごとの数、出生間隔、末子年齢、学歴、婚前職業、妻の母親の就業形態、夫の母親の就業形態、夫の職業、夫の年収である。このうち、結婚時の居住形態は「妻方同居」「夫方同居」からなり、現在の居住形態は「妻親の家」「夫親の家」「妻親の土地」「夫親の土地」となっている。

³ 男女雇用機会均等法の生成、発展、課題については奥山[2009]、保育所や育児休業制度の現状については池本[2009]を参照のこと。

分析の結果、結婚時夫の親と同居していると、就業している可能性、特にフルタイムおよび自営業で就労している可能性が高いことが分かった。また、現在の居住形態については、妻親の家、父親の家、妻親の土地、父親の土地での居住と、就業さらにはフルタイムでの就業の間には有意な正の相関があることが分かった。また、パート就業は、父親の家での居住、自営業就業は妻親の家、妻親の土地、父親の土地での居住と有意な正の相関があることが分かった[小島, 1995]。

また、永瀬は雇用総合職業研究所の「1993年職業移動と経歴(女子)調査」の雇用データを使った分析を行っている。分析では「正社員」「パート」「家族従業・自営業」「内職」「専業主婦」の5つを選択肢とした多項ロジットモデルで行われており、独立変数は「子供の数」「未就学児の数」「母親の同居(永瀬は『祖母の同居』と表記しているが本稿ではこのように表記)」「父親の同居(原文では『祖父の同居』)」「夫の所得」「夫自営業ダミー」「本人学歴」「本人実就業年数」である。分析の結果、母親の同居は正社員および家族従業・自営業としての就労と有意な正の相関があることが分かった。また、父親の同居は家族従業・自営業としての就労と有意な正の相関があることが分かった[永瀬, 1997]。

また、前田は日本労働研究機構によって実施された「職業と家庭生活に関する全国調査(1991)」の女性票データを用いた分析を行っている。3本の回帰式が分析に使われており、従属変数はそれぞれ「就業(自営、正社員、パートタイム、派遣社員、家族従業、内職)」「正社員就業」「パート就業」である。独立変数はすべての回帰式で共通であり、年齢、教育水準、6歳未満の子供数、父同居ダミー、母同居ダミー、同居親の年齢、夫の年収、夫自営ダミー、夫家事参加度、就業継続志向である。分析の結果、父親が同居している女性は、就業確率、および正社員としての就業確率が高いことが分かった。また同居している親の年齢が80歳を超えると、あらゆる就業形態への就業は抑制されることが分かった。前田は、親が高齢化することによって、介護を行う必要が生まれ、子ども世代の就業が抑制されることが背景にあるものと解釈している[前田, 2000]。

また、武石は総務省統計局「就業構造基本調査」の2002年の個票データを用い、6歳未満の子どもがいる世帯の女性の就業決定要因の分析を行っている。従属変数は有業の場合は1、無業の場合は0をとる質的変数である。そして独立変数は夫自営業ダミー、親同居ダミー、3歳未満ダミー、夫年収、本人学歴、夫労働時間、親非同居と夫の週間就業時間60時間以上の交差項である。分析の結果、親の同居と女性の就業の間には正の有意な相関があることが分かった。一方、親が同居せず、なおかつ夫が週60時間以上働いていると女性の就業が抑制されることが分かった。

この他、北海道、東京、神奈川、大阪、奈良、山形、福井、鳥取、高知、鹿児島といった各都道府県別に同一の回帰式で推計を行っている。その結果、山形、福井、鳥取、鹿児島では親同居と女性の就業との間に有意な正の相関があった。また神奈川県では親が同居せず、夫が週60時間以上働いている女性は就業確率が低下する傾向にあった[武石, 2009]。

一方、日本とアメリカでの親世代の育児参加のあり方を比較した論文として白波瀬[2003]がある。白波瀬は2002年の「Current Population Report」のデータを用いて分析を行っている。それによるとアメリカにおいて未就学児をもつ女性は、3割が働いている間に両親の支援を受けていた。なお両親、夫、きょうだい、その他親族を加えるとその割合は75%に及ぶことが分かった。一方、日本の国立社会保障・人口問題研究所が1998年に行った第2回家庭動向調査では第1子が誕生後、就業を継続した女性に利用した支援策を尋ねている。その結果、6割の女性が親族からの支援を受けていた。このことを踏まえ白波瀬は日本もアメリカも未就学児の世話に親族が大いに関係している、と結論づけている。

また、白波瀬がさらに詳しく分析を行った結果、アメリカについては人種的マイノリティ(特にアジア系)および貧困層は、両親に対しより強く依存していることが分かった。これらの層ではその分保育所や

幼稚園・プレスクールの利用が低く、市場が提供する就労支援策を購入できない層がその分親族に援助を求めるという構図が存在している。また、日本では官公庁で働く女性の親族支援依存度が高いことが分かった。白波瀬は官公庁では民間企業に比べて男女平等雇用体制が敷かれており、その結果、男性と同程度の働き方が要求されているので、制度的な子育て支援では追いつかない状況があるのではないかと考えている。一方で民間企業の大企業では親族支援の割合は低い。白波瀬は、これは大企業の充実した福利厚生と関連しているのではと考えている[白波瀬 2003]。

既存の研究を見ていく限り、親世代の育児支援は女性の就労を促進する効果があるといえそうである。しかし、既存研究は同居、もしくは近居といった居住形態に着目しており育児支援の効果を直接分析しているわけではない。加えて小島以外の研究では、夫、すなわち男性の親に関する分析を少なくとも明示的には行っていない。また、小島の分析でも親世代の近居を親世代の所有地に住んでいるか否かという設問で代理しているが、この変数は親世代の子育て支援ではなく、親世代の資産状況を代理してしまっている可能性がある。筆者はこの点を解決するため、日本家族社会学会が提供する個票データを用いて、女性の親、および男性の親の育児支援の効果をより正確に分析することにしたい。

4. 親世代の就労支援と女性の就労の関係の分析

本節では日本家族社会学会の「第2回全国家族調査(NFRJ03)」の個票データを用いて、親世代の育児支援が子どもを持つ女性の就労に、どのような影響を与えているのかを明らかにする。本節の分析では子どもがおり、なおかつ配偶者の男性が「一般従業員」「自営業主」「自由業者」「家族従業員」として就業している(休職含む)女性にサンプルを絞り込んでいる⁴。

従属変数は女性が「一般従業員」として現在勤務している(休職含む)回答者であれば2、「臨時雇い・パート・アルバイト」「派遣社員」として勤務している(休職含む)場合は1、無職の場合は0をとる質的変数である。本稿では「一般従業員」を正規就労、「臨時雇い・パート・アルバイト」「派遣社員」を非正規就労と称して分析を行うことにする。また、同時に、雇用形態を問わず雇用されている場合は1、そうでない場合は0をとる質的変数を従属変数とした回帰分析も同時に行う。

ここで注意しなければならないのは、本稿で用いるデータはクロスセクションデータであり、パネルデータに比べて、因果関係を正確に捉えることは難しいということである。例えば、周囲の就労支援が女性の就労のあり方を規定しているのではなく、女性の就労のあり方が周囲の就労支援を規定している可能性もある。しかしながら、すべての独立変数について一様にこのような問題があるわけではない。例えば、学歴に関しては過去の事象についてことなので、男女の学歴が原因で女性の就労が結果となるという因果関係は成り立っていると考えられる。また、男性の労働日数、労働時間、通勤時間は、かなり硬直的であると考えられる。よってこれらの要素が女性の就労のあり方に何らかの影響を受ける可能性は低いと考えられる。また、男性の年収も、女性の就労に応じて変化するとは考えづらく、男性の年収が原因で、女性の就労が結果である蓋然性は高いと考えられる。

次に独立変数の紹介と、予想される係数の符号、およびそのように予想される理由について述べる。男性の1月の労働日数、1日の労働時間および通勤時間は長いほど、男性に家事や育児を担う余裕がなく

⁴ 就労形態については、男女ともに、「1. 経営者・役員」「2. 常時雇用されている一般従業員(公務員含む)」「3. 臨時雇い・パート・アルバイト」「4. 派遣社員」「5. 自営業主、自営業者」「6. 自営業の家族従業員」「7. 内職」の中から選択するようになっている。

なり、女性は正規就労を続けるのが難しくなると考えられるので、これらの係数は負になると思われる。

また男性が「自営業主」「自由業者」「家族従業員」として働いている場合は1をとる「男性自営ダミー」を投入する。男性が自営業で働いている場合は、男性が労働時間を調節することが比較的容易と考えられるので女性は正規就労を続けやすいと思われる。よって、係数は正になるものと思われる。

加えて、男性が家事を行わない傾向が強いと、女性は正規での就労は難しくなると考えられる⁵。設問では「食事の用意」「食事のあとかたづけ」「食料品や日用品の買い物」「洗濯」「そうじ（部屋、風呂、トイレなど）」について、男性がどれほど関わっているのかを尋ねている。各解答について「ほぼ毎日（週6~7日）」の場合は1、「1週間に4~5回」の場合は2、「1週間に2~3回」の場合は3、「1週間に1回」の場合4、「ほとんど行わない」の場合は5が選択されている。この平均値を「男性家事不参加度」として回帰式に投入する。この値が大きいほど、男性は家事に参加していないことになる。この変数の係数は負になるものと考えられる。

また、夫婦のどちらかの親の支援を受けることができれば、女性は正規就労を続けていくことが比較的容易になると考えられる。設問では「急用ができて子どもの世話を頼まねばならないとき」に、「どのような人や機関を頼りに」するのか尋ねている。ここでは回答を「配偶者」「自分の親」「配偶者の親」「近所（地域）の人」「専門家やサービス機関」についての者について、それぞれの人や機関を頼りのする場合は1、そうでない場合は0をとるダミー変数を投入する⁶。なお、「専門家やサービス機関」については、本稿では「外部機関」と称する。

なお、この質問の趣旨としては、恒常的な子育て支援というよりも突発的な事態が起こった場合、誰に頼るのかを尋ねているものなので、適切な設問とは言えないかもしれない。しかしながら一方で、恒常的な子育て支援を行う主体と突発的な支援を行う主体はある程度重なると考えられる。また、いざというときに頼れる存在がいるかいないかでは、特に正規で働こうとしている女性にとっては大きな違いがあると考えられるので、この変数を分析に用いることにした。

なお実際の回帰分析では、「自分の親」「配偶者の親」には加工を加え、親世代からの支援がいずれも受けられない場合をベースとし、「女性の親のみ支援」「男性の親のみ支援」「双方親支援」ダミーを代わりに投入した。これらの変数の係数は正になるものと考えられる。その効果は双方親支援が、当然のことながら一番大きいと考えられる。また、「近所支援」ダミー、「外部機関支援」ダミーも回帰分析に投入している。

さらに、その他の回答者個人の属性である年齢・学歴・居住地域⁷をコントロールする。学歴は中卒、高校を中退、もしくは卒業した場合を基準にして、各種専門学校・短大・高専を中退、もしくは卒業した場合は1をとる「専門・短大・高専ダミー」、大学・あるいは大学院を中退、もしくは卒業した場合に1をとる「大学ダミー」を投入した。なお学歴については男性についても同じように変数を作成した。

⁵ 男性の家事育児参加と女性の就業促進の関係について焦点を当てて分析したものとして、松田[2005]がある。

⁶ この設問は他に、「問題を抱えて、落ち込んだり、混乱したとき」「急いでお金(30万円程度)を借りなければならぬとき」「あなたや家族の誰かが病気や事故で、どうしても人手が必要とき」「あなたが寝たきりなどで、介護を必要とするようになったとき」「子どもについて悩みや心配ごとがあるとき」どのような人や機関を頼りにするかを同時に尋ねている。「専門家やサービス機関」の具体例として、行政・金融機関・学校関係者・ヘルパーが挙げられている。つまり、ここでの「専門家やサービス機関」は保育所などに限定されていないことに注意する必要がある。

⁷ 女性の有業率の高い地域は北陸、山陰、東北・四国・九州の一部であり、有業率が低い地域は大都市圏とその周辺である[武石, 2009]。

また、回答者の居住地域も女性の就労に何らかの関係がある可能性もある。回答者が町村部に住んでいる場合を基準として、回答者が人口10万人未満の都市に住んでいる場合は1をとる「小都市ダミー」、回答者が人口10万人以上の年に住んでいる場合は1をとる「中都市ダミー」、政令指定都市に住んでいる場合は1をとる「大都市ダミー」を作成した。また、関東に住んでいる場合を基準とし、北海道・東北、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄の各地域に住んでいる場合は1をとるダミー変数を、各地域について作成した。

また、男性の年収も女性の就労のあり方に大きく影響を及ぼすと考えられる。設問では「1. 収入はなかった」「2. 100万円未満」「3. 100-129万円台」「4. 130-199万円台」「5. 200-299万円台」「6. 300-399万円台」「7. 400-499万円台」「8. 500-599万円台」「9. 600-699万円台」「10. 700-799万円台」「11. 800-899万円台」「12. 900-999万円台」「13. 1000-1099万円」「14. 1100-1199万円台」「15. 1200万円以上」に該当する番号を回答するようになっている。本稿の分析では各階級の中央値の対数値を分析に使用している。ただし、「15. 1200万円以上」の場合は1250万の対数値を用いて分析を行っている。

また子どもの属性として末子年齢を加える。子どもの年齢が低いほど子ども関わる必要が出てくると考えられる。その結果女性の就労は抑制される。よって係数は正になると考えられる。

表 1 記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	変数名	平均値	標準偏差
就労	.45	.498	男性専門短大高専	.19	.394
北海道東北	.09	.293	男性大学	.43	.495
北陸	.04	.206	男性自営	.06	.239
東海	.12	.324	男性労働日数	22.00	2.653
近畿	.18	.381	男性労働時間	10.36	2.039
中国	.07	.248	男性通勤時間	.62	.443
四国	.02	.156	男性年収	15.34	1.036
九州沖縄	.10	.307	男性家事不参加	4.53	.563
小都市	.17	.377	配偶者支援	.50	.500
中都市	.43	.495	双方親支援	.23	.424
大都市	.23	.421	女性の親のみ支援	.33	.472
女性年齢	35.75	4.073	男性の親のみ支援	.20	.400
女性専門短大高専	.47	.499	近所支援	.15	.353
女性大学	.14	.346	外部機関支援	.09	.288
末子年齢	5.15	4.193			

注：「就労」は就労形態を問わず就労している場合1、そうではない場合に0をとる質的変数。N=562。

まず表1に記述統計量を示す。就労形態を問わず就労している女性の割合は45%であり、全体の5割に満たない。また、表には示さなかったが、正規での就労は17%、非正規での就労は28%であった。また、男性が自由業である割合は6%であり、非常に少ない。また男性の労働日数が月平均22日であることから、週5日制は平均としては浸透していることがわかる。一方、男性労働時間が10時間強であることから、労働時間は労働基準法の規定と比較して若干長めであるといえる。また、男性家事不参加の平均値はおおよそ4.5であり、男性の家事参加はそれぞれの分野毎に週に1回、もしくはほとんど行わないということが分かる。また育児支援については、女性の親のみによる支援の方が、男性の親のみによる支援よりも多いことが分かる。一方で、万が一の時に、外部機関を頼る女性の割合は9%であり、親族の支援と比較すると極めて低い。

表 2 女性の就労の規定要因

	係数	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
切片	4.089	2.176	3.531	.060	59.666
北海道東北	-.662	.391	2.866	.090	.516
北陸	-.121	.496	.059	.808	.886
東海	-.051	.328	.024	.876	.950
近畿	-.363	.294	1.527	.217	.695
中国	.242	.418	.336	.562	1.274
四国	-.897	.632	2.017	.156	.408
九州沖縄	-.245	.363	.455	.500	.783
小都市	-.415	.341	1.481	.224	.660
中都市	-.574	.287	4.008	.045	.563
大都市	-.365	.334	1.195	.274	.694
女性年齢	-.003	.032	.006	.937	.998
女性専門短大高専	.081	.230	.123	.725	1.084
女性大学	.222	.345	.413	.520	1.248
末子年齢	.234	.034	47.784	.000	1.264
男性専門短大高専	-.187	.278	.453	.501	.830
男性大学	-.614	.254	5.853	.016	.541
男性自営	-.430	.447	.925	.336	.650
男性労働日数	.039	.039	.993	.319	1.040
男性労働時間	-.006	.052	.012	.912	.994
男性通勤時間	-.118	.240	.242	.623	.889
男性年収	-.127	.096	1.743	.187	.881
男性家事不参加	-.859	.201	18.202	.000	.424
配偶者支援	.128	.203	.402	.526	1.137
双方親支援	.693	.304	5.189	.023	2.001
女性の親のみ支援	.335	.280	1.426	.232	1.397
男性親のみ支援	.892	.316	7.987	.005	2.440
近所支援	-.220	.288	.584	.445	.803
外部機関支援	.335	.356	.885	.347	1.398
-2対数尤度	637.9				
Cox-Snell R ²	.214				
HosmerとLemeshowの検定	.209				
カイ自乗検定	135.7				
N	562				

注：無職の場合は0、雇用形態を問わず就労している場合は1をとる質的変数を従属変数とした二項ロジスティック回帰である。計量モデルについてカイ二乗検定を行ったところ、0.1%水準で有意であった。

まず、就労形態に関わらず、女性の就労についての分析の結果を表2に示す。分析には二項ロジスティック回帰を用いている。末子年齢の係数は正で統計的に有意であった。これは末子年齢が上昇するにつれて、子どもに手がかけられなくなり、就労が促進されるものと思われる。また、男性大学ダミーの係数は負で統計的に有意であった。これは男性の学歴が高いと女性の就労が抑制されることを示唆している。

また、男性家事不参加の係数が予想通り負で統計的に有意であった。これは男性が家事を分担することによって女性の家事負担が相対的に減少し、女性が就労する余裕が生まれることを意味している。

さらに、女性の親のみ支援ダミーの係数は予想通り正であったものの、統計的に有意ではなかった。その一方で、男性の親のみ支援ダミー、および双方親支援ダミーの係数は正で統計的に有意であった。また双方の親のことから女性の親の支援と男性の親の支援には違いがある可能性がある。この点については以下の分析で詳しく考察する。

表 3 女性の就労の規定要因（就労形態も考慮）

	非正規就労					正規就労				
	係数	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)	係数	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
切片	.790	2.488	.101	.751		7.293	3.030	5.795	.016	
北海道東北	-1.262	.528	5.700	.017	.283	.001	.483	.000	.999	1.001
北陸	-.255	.560	.208	.649	.775	.256	.630	.164	.685	1.291
東海	-.015	.365	.002	.966	.985	-.107	.469	.052	.820	.899
近畿	-.117	.317	.136	.712	.890	-1.125	.525	4.584	.032	.325
中国	.445	.451	.975	.324	1.561	-.302	.640	.222	.637	.740
四国	-1.534	.874	3.082	.079	.216	-.306	.742	.171	.679	.736
九州沖縄	-.127	.403	.100	.752	.880	-.381	.508	.562	.453	.683
小都市	-.559	.380	2.172	.141	.572	-.228	.463	.243	.622	.796
中都市	-.647	.316	4.197	.040	.524	-.429	.398	1.163	.281	.651
大都市	-.422	.368	1.313	.252	.656	-.220	.478	.212	.645	.802
女性年齢	-.014	.036	.160	.689	.986	.024	.046	.285	.594	1.025
女性専門短大高専	-.065	.252	.067	.796	.937	.558	.343	2.637	.104	1.746
女性大学	-.772	.454	2.898	.089	.462	1.685	.472	12.740	.000	5.390
末子年齢	.228	.038	36.373	.000	1.256	.238	.045	27.737	.000	1.269
男性専門短大高専	-.229	.315	.528	.467	.796	-.136	.393	.120	.729	.873
男性大学	-.507	.281	3.266	.071	.602	-1.012	.373	7.346	.007	.364
男性自営	-.416	.482	.743	.389	.660	-.923	.786	1.376	.241	.398
男性労働日数	.087	.046	3.492	.062	1.090	-.047	.055	.726	.394	.954
男性労働時間	-.009	.059	.021	.883	.991	.027	.074	.133	.716	1.027
男性通勤時間	.081	.265	.094	.760	1.084	-.555	.368	2.281	.131	.574
男性年収	-.087	.103	.716	.397	.917	-.217	.137	2.495	.114	.805
男性家事不参加	-.482	.237	4.128	.042	.618	-1.427	.253	31.724	.000	.240
配偶者支援	.263	.228	1.324	.250	1.301	-.082	.292	.079	.779	.921
双方親支援	.423	.346	1.493	.222	1.526	1.189	.428	7.739	.005	3.285
女性の親のみ支援	.318	.315	1.019	.313	1.374	.312	.400	.611	.434	1.367
男性親のみ支援	.996	.352	7.992	.005	2.706	.610	.471	1.678	.195	1.841
近所支援	-.103	.325	.101	.751	.902	-.413	.443	.869	.351	.662
外部機関支援	-.007	.442	.000	.987	.993	.815	.465	3.081	.079	2.260
-2対数尤度	890.8									
Cox-Snell R ²	.318									
カイ自乗検定	215.5									
N	562									

注：無職の場合は0、非正規就労の場合は1、正規就労の場合は2をとる質的変数を従属変数とした多項ロジスティック回帰である。計量モデルについてカイ二乗検定を行ったところ、0.1%水準で有意であった。

次に女性の就労形態を考慮した分析の結果を表3に示す。多項ロジスティック回帰を用いる。女性が大学もしくは大学院に通っていた場合、非正規での就労は抑制されるが正規での就労は促進される。一方で、配偶者の男性が大学に通っていた場合は、女性は就労を選択しない傾向にある。これは男性が大学に通っていた場合、男性の将来の期待値も含めた収入が高くなるので、女性が就労する必要性が低下することが背景にあるものと考えられる。

また、男性親のみ支援ダミーは、非正規において正で統計的に有意であった。一方で女性の親のみ支援には就労支援効果は確認できない。もっとも、いずれの親の支援も女性の正規就労との関連を見出すことができないという点では共通している。このことから、片方の親の支援のみでは女性の就労を促進するのには十分ではないと言える。

その一方で、双方親支援ダミーの係数は女性の正規就労に対しては正で統計的に有意であった。このことは、男女双方の親が、いざというときに子どもの世話と頼める状態である場合、女性の正規での就

労が促進されることを示している。

また、外部機関支援の係数は正規就労の場合は正で統計的に有意であった。このことから保育所などを含めた外部機関の拡充は女性の正規就労を促進すると思われる。

5. おわりに

本稿では子どもを持つ女性の就労と、親世代の育児参加の関係に着目して分析してきた。

女性の就労形態を問わない分析では、女性の親のみの支援と女性の就労には関連が見出されない一方で、男性の親のみの支援、および双方の親の支援と女性の就労の間には正の相関が見出された。しかしながら、女性の就労形態を正規就労と非正規就労に分けて分析を行ったところ、男性の親のみの支援は女性の非正規就労との間については正の相関が見出されたが、正規就労との関連は見いだせなかった。このことから、男性の親のみの支援と女性の親のみの支援の間には、それほど大きな差はないと考えられる。その一方で、双方の親の支援が見込める状況では、女性の正規での就労が促進されることが分かった。

最後にこの研究の限界と今後の課題について述べておきたい。先に述べたようにこの研究で使用したデータはクロスセクションデータであったため、男性の家事参加、親世代や専門機関の支援と女性の就労の因果関係の特定はいまだ不十分である。加えて使用したデータはサンプル数が少なかったため、女性の年齢層ごとの分析を行うことが出来なかった。今後はサンプル数の多いデータを用いた分析が必要になると思われる。

この他、注意しなければならない点として、就労形態の定義が挙げられる。先述した通り、本稿では「一般従業者」を正規就労、「臨時雇い・パート・アルバイト」および「派遣社員」を非正規就労と称して分析を行っている。しかしながら、選択肢として提示されている「一般従業員」は契約社員なども含まれる可能性があり、いわゆる「正社員」の定義と完全に一致しないという点には注意が必要である。

また、本稿では分析はどちらかといえば、未就学児の子どもを持つ女性の就労についての分析に力点が置かれていた。つまり、この論文の主題は子どもを持つ女性の「養育役割」と職業人としての役割をどのように折り合いをつけるかという選択の問題であった。しかしながら子ども学齢期を迎えてもなお、子どもに対する「教育役割」⁸が強調されることで、女性は就労することをためらう可能性がある[本田, 2005 pp. 224-41]。このことから、今後は末子年齢を6歳以上の女性に絞った分析を行ったり、女性の教育に対する態度や教育費なども、モデルに反映させたりすることが重要になると思われる。

⁸ 就学前の子どもを世話するといった「養育役割」ではなく、具体的には「テスト問題の整理」や「塾に行く日のお弁当作り」といったサポートを担うことを意味する[平尾, 2004]。

参考文献

1. 樋口美雄, 2009, 「女性の継続就業支援策とその効果-育児休業の法と経済」(武石恵美子編『女性の働き方』[叢書・働くということ第7巻]ミネルヴァ書房、106頁-130頁)。
2. 平尾桂子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労-進学塾通塾時間を中心に-」(本田由紀編『女性の就業と親子関係-母親たちの階層戦略』、97頁-113頁)。
3. 本田由紀, 2005, 『多元化する「能力」と日本社会-ハイパー・メリトクラシー化のなかで』NTT出版。
4. 池本美香, 2009, 「女性の就業と子育てに関する社会制度-保育・育児休業・経済的支援制度の動向-」(武石編, 前掲著, 259頁-289頁)。
5. 小島 宏, 1995, 「結婚、出産、育児および就業」(大淵 寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵省印刷局、61頁-84頁)。
6. 前田信彦, 2000, 『仕事と家庭生活の調和-日本・オランダ・アメリカの国際比較』日本労働研究機構。
7. 松田茂樹, 2005, 「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」(橘木俊詔編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房、127頁-146頁)。
8. 光川晴之, 1976 「生活の共同と分離」(上子武次・増田光吉編『三世代家族—世代間関係の実証研究—』垣内出版、103頁-137頁)。
9. Morgan, P., and K., Hiroshima. [1983]”The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?” American Sociological Review, 48, 269頁-281頁。
10. 永瀬伸子, 1994, 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析-パートと正社員」『日本労働研究雑誌』、労働政策研究・研修機構、418、31頁-42頁。
11. 永瀬伸子, 1997, 「女性の就業選択」(中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会、279頁-312頁)。
12. 武石恵美子, 2009, 「女性の就業構造-M字カーブの考察-」(武石編, 前掲著, 11頁-43頁)。
13. 奥山明良, 2009, 「男女雇用機会均等法の課題-男女雇用平等法制の生成と発展-」(武石編, 前掲著, 71頁-105頁)。
14. 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働-日米の比較研究 -』日本経済評論社。
15. 白波瀬佐和子, 2005, 「母親就労の位置付けに関する国際比較研究—男女ともに働きやすい社会をめざして—」(橘木編, 前掲著, 97頁-126頁)。
16. 白波瀬佐和子, 2003, 「日米の働く母親と子育て支援-福祉国家と家族の関係を探る-」『海外社会保障研究』、国立社会保障・人口問題研究所、143、93頁-106頁。
17. 脇坂 明, 2009, 「ファミリー・フレンドリー施策と企業」(武石編, 前掲著, 203頁-234頁)。
18. 矢島洋子, 2009, 「わが国の女性就業の特質」(武石編, 前掲著, 44頁-70頁)。